

La pauvreté au Québec : une analyse économétrique

Raymond Depati

Volume 48, numéro 3, octobre–décembre 1972

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1003781ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1003781ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Depati, R. (1972). La pauvreté au Québec : une analyse économétrique. *L'Actualité économique*, 48(3), 431–460. <https://doi.org/10.7202/1003781ar>

La pauvreté au Québec: une analyse économétrique*

Introduction

Le but de cette étude est de déterminer les facteurs associés à la pauvreté chez les familles et les personnes seules au Québec ainsi que d'estimer l'importance relative de ces facteurs dans les mécanismes de la création de la pauvreté. La pauvreté, c'est-à-dire l'insuffisance des revenus par rapport aux besoins essentiels, est attribuable à une trop faible quantité de travail effectuée et/ou à un trop faible taux de rémunération du travail effectué. On peut représenter schématiquement les divers facteurs qui peuvent expliquer que des individus n'aient pas, au cours d'une période donnée, effectué une quantité de travail suffisante pour satisfaire leurs besoins essentiels ou ceux de leur famille :

- a) Des facteurs d'ordre social :
 - i) une pénurie d'emplois (de n'importe quel type : à plein temps ou à temps partiel, saisonniers ou non) ;
 - ii) le caractère saisonnier des emplois disponibles ;
 - iii) la détention d'emplois à temps partiel.
- b) Des facteurs d'ordre personnel :
 - i) l'inaptitude au travail (maladies ou handicaps de nature physique ou mentale, par exemple) ;
 - ii) un empêchement d'ordre circonstanciel (veuve avec enfants en bas âge, par exemple).

* Ce texte constitue un résumé d'une étude effectuée pour le compte de la Commission d'Enquête sur la Santé et le Bien-être (Commission Castonguay-Nepveu). Dans la réalisation de cette étude, l'auteur a bénéficié de la collaboration de M. Gilles Proulx.

Pour ce qui est de la faiblesse des taux de rémunération, il s'agit évidemment du fait que certains individus touchent des salaires ou gages dont le taux (horaire ou hebdomadaire) est tellement faible qu'il implique un état de pauvreté pour eux-mêmes et leur famille même lorsqu'ils travaillent à plein temps et à l'année longue¹.

L'étude consiste donc à construire essentiellement des variables qui représentent le mieux possible ces divers facteurs et à déterminer, dans le cadre d'un modèle mathématique, dans quelle mesure ces facteurs sont reliés au phénomène de la pauvreté.

Méthodologie

Les données utilisées dans cette étude proviennent du recensement général de 1961, pour la plupart, ainsi que du recensement annuel des manufactures (répartition géographique) de 1961. Des modèles d'analyse de régression ont été construits sur une coupe instantanée (*cross-section*) de 71 observations correspondant aux 71 comtés fédéraux de recensement au Québec pour 1961². Étant donné que le recensement de 1961 n'a produit aucune donnée sur les revenus de la population agricole, la présente étude ne concerne que la population non agricole du Québec, c'est-à-dire la population urbaine et la population rurale non agricole. Toutefois, si l'on considère l'importance relativement faible de la population agricole par rapport à la population totale, on peut vraisemblablement affirmer que cette étude cerne, à toutes fins pratiques, l'ensemble du phénomène de la pauvreté au Québec. Dans la population totale non agricole, on a considéré deux groupes sociaux distincts pour les fins de l'étude : les familles et les personnes seules. Nous avons analysé séparément le phénomène de la pauvreté chez chacun de ces deux groupes et ce, tout simplement parce qu'il eut été impossible de procéder autrement étant donné les réalités quantitativement très différentes que recouvrent les concepts de famille et de personne seule³.

La variable dépendante, c'est-à-dire la variable à expliquer dans le cadre du modèle d'analyse, est ce que l'on peut appeler le « taux

1. Comme nous le verrons plus loin, il n'est pas nécessaire d'ajouter le « faïnantisme » à cette liste des facteurs associés à l'état de pauvreté (ainsi que le veut une certaine mythologie).

2. Il convient de mentionner que l'île de Montréal constitue l'un de ces comtés de recensement.

3. Il importe de souligner ici qu'une personne seule est une « personne non comprise dans une famille ».

LA PAUVRETÉ AU QUÉBEC

de pauvreté ». Ainsi, pour chacun des 71 comtés de recensement du Québec, on a construit les variables suivantes :

- a) le « taux de pauvreté chez les familles » : le nombre de familles dont le revenu total était inférieur à 3,000 dollars pour la période s'étendant de mai 1960 à mai 1961 en pourcentage du nombre total de familles dans le comté ;
- b) le « taux de pauvreté chez les personnes seules » : le nombre de personnes seules dont le revenu total était inférieur à 1,500 dollars pour la période s'étendant de mai 1960 à mai 1961 en pourcentage du nombre total de personnes seules dans le comté.

Pour avoir une idée de la variabilité de ces deux taux de pauvreté à travers les 71 comtés de recensement du Québec, il suffit d'examiner le tableau suivant :

	Valeur minimale p.c.	Valeur maximale p.c.	Valeur moyenne p.c.
Taux de pauvreté chez les familles	13.4	62.2	35.9
Taux de pauvreté chez les personnes seules	39.3	86.8	64.0

On constate aisément que l'incidence de la pauvreté, tant chez les familles que chez les personnes seules, varie considérablement d'un comté à l'autre. Or, l'étude consiste précisément à identifier les facteurs qui expliquent cette variation ainsi qu'à estimer l'importance relative de chacun d'eux.

Les variables explicatives du modèle

Nous expliquerons maintenant la construction des variables indépendantes utilisées dans les modèles d'analyse. Celles-ci ont évidemment été calculées pour chacun des 71 comtés de recensement du Québec. Il est à remarquer que ces variables explicatives se veulent une représentation la plus exacte possible des facteurs énumérés dans la section d'introduction.

1) *La pénurie d'emplois*

Comme mesure de la pénurie d'emplois existant dans chaque comté, nous avons utilisé le nombre de personnes de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école qui n'avaient pas d'emploi (de quelque type

qu'il soit) en juin 1961 en pourcentage du nombre total de personnes de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école. Il s'agit en fait du « taux d'inactivité » de la population potentiellement productive du comté. Cette variable peut être représentée ainsi :

$$E = I/P$$

où :

E = niveau de la pénurie d'emplois

I = personnes de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école qui n'avaient pas d'emplois en juin 1961

P = population totale de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école

Pour obtenir une mesure valable de la pénurie d'emplois dans chaque comté, il faut exclure de la population totale de 15 ans et plus (ce que l'on appelle « population en âge de travailler »), les personnes fréquentant l'école ainsi que celles qui ont 65 ans et plus et ce, pour les raisons suivantes. D'une part, le taux de fréquentation scolaire varie significativement entre les comtés et relativement peu de personnes de 65 ans et plus travaillent effectivement (pour des raisons de santé principalement). D'autre part, la composition selon l'âge de la population varie, parfois considérablement, entre les comtés. En conjonction l'une avec l'autre, ces deux mesures pourraient fausser la mesure de pénurie d'emplois si on n'en tenait pas compte, les personnes fréquentant l'école et celles de 65 ans et plus devant être, à toutes fins pratiques, considérées comme « inactives ».

Comme variable représentant la pénurie d'emplois, il n'était certainement pas question d'utiliser le taux de chômage, c'est-à-dire le nombre de chômeurs « déclarés » en pourcentage de la main-d'œuvre totale. En effet, le taux de chômage est déterminé, non seulement par le degré d'abondance relative des emplois, mais aussi par le niveau du taux de participation à la main-d'œuvre. Or, le niveau du taux de participation varie considérablement d'un comté à l'autre, ce qui tend à produire une image déformée du niveau réel du taux de chômage. Ainsi, dans le cadre d'une autre étude⁴, nous avons démontré que le taux de participation à la main-d'œuvre tend à être d'autant plus faible que la pénurie d'emplois est forte. Ceci

4. Raymond Depatie, *Différences inter-régionales dans la participation au marché du travail au Québec* (étude non encore publiée).

implique nécessairement que plus la pénurie d'emplois est forte, plus le taux de chômage tend à sous-estimer l'ampleur réelle de celle-ci. Pour illustrer le fait que le taux de chômage constitue une mesure très imprécise de la pénurie réelle d'emplois, il suffit de mentionner que le coefficient de corrélation simple entre le taux d'inactivité (I/P) et le taux de chômage n'est que de 0.474 pour les 71 comtés de recensement du Québec.

Il est extrêmement important de souligner le fait que le taux d'inactivité a été corrigé pour tenir compte de la distorsion qu'y introduit l'existence des fermiers, c'est-à-dire les exploitants agricoles. Dans un très grand nombre de comtés, les fermiers constituent une proportion non négligeable de toute la population potentiellement productive. Or, ce sont des entrepreneurs qui, par définition, ne sont habituellement jamais des chômeurs et ce, même si leur production est très faible. Donc, dans les comtés où l'activité agricole est importante, l'inclusion des fermiers dans la variable « taux d'inactivité » (I/P) ferait en sorte que celle-ci sous-estimerait sérieusement la pénurie réelle d'emplois, même lorsqu'il y a une forte pénurie d'emplois non agricoles (surtout qu'il ne faut pas oublier que la variable dépendante du modèle d'analyse se rapporte à la population non agricole). Nous avons donc exclu tous les fermiers de 15 à 64 ans de la population potentiellement productive (P) ainsi que les fermiers inactifs de la population inactive (I).

Le taux d'inactivité de la population potentiellement productive (I/P) n'est évidemment pas une mesure exacte à 100 p.c. de la pénurie réelle d'emplois car elle comporte certaines imperfections. Toutefois, nous croyons que celles-ci n'ont que des implications relativement mineures sur le degré d'exactitude avec lequel le taux d'inactivité représente la pénurie réelle d'emplois. D'abord, la mesure utilisée présente l'inconvénient de ne s'appliquer qu'à un seul point dans le temps alors que la variable dépendante (le « taux de pauvreté ») couvre toute une année (juin 1960 à juin 1961). Cependant, il est assez peu probable que la différence entre les comtés dans le taux d'inactivité ait varié significativement entre juin 1960 et juin 1961. De plus, le fait que la mesure utilisée s'applique au seul mois de juin présente même un avantage appréciable. En effet, le chômage saisonnier devient relativement faible à cette époque de l'année. Or, étant donné que l'importance des activités

saisonniers varie assez fortement d'un comté à l'autre, la mesure de pénurie d'emplois se trouverait gravement faussée si le taux d'inactivité s'appliquait à un autre mois que ceux de la saison juin-septembre. Enfin, une question beaucoup plus importante concerne l'incapacité de travailler, que ce soit pour des motifs de maladie ou de handicap (à caractère physique ou mental) ou encore pour des motifs qui relèvent de circonstances particulières (comme le cas des veuves avec des enfants en bas âge). Dans la mesure où l'importance relative des personnes incapables de travailler dans la population de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école varie de façon non négligeable d'un comté à l'autre, il est évident que le taux d'inactivité perd de l'exactitude comme mesure de la pénurie réelle d'emplois. Nous ne disposons malheureusement d'aucune donnée sur l'importance relative des personnes incapables de travailler dans chaque comté mais il est certain que ce facteur tend à fausser *quelque peu* la mesure de pénurie d'emplois. Par exemple, on sait que les taux de morbidité chez les individus augmentent avec l'âge. Or, étant donné que la structure d'âge de la population de 15 à 64 ans n'est pas la même dans tous les comtés, il est inévitable que le taux d'inactivité sur-estime la pénurie réelle d'emplois dans les comtés où la population de 15 à 64 ans est relativement « vieille ». Toutefois, il convient de ne pas exagérer l'effet de ce facteur puisque les personnes de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école qui sont véritablement incapables de travailler ne constituent généralement qu'une très faible proportion de la population totale (de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école).

Malgré ses imperfections (plutôt mineures, selon nous), le taux d'inactivité constitue certainement la mesure la plus efficace de la pénurie réelle d'emplois dans les différents comtés. En effet, sa construction comme telle, c'est-à-dire le rapport de la population inactive sur la population potentiellement active (I/P), implique que cette variable ne peut mesurer autre chose que le degré de pénurie d'emplois. Pour démontrer cette proposition, considérons le raisonnement suivant. Dans le comté de Bonaventure, en Gaspésie, le taux d'inactivité est de 63.7 p.c. alors qu'il n'est que de 37.3 p.c. sur l'île de Montréal (juin 1961). Faisons maintenant l'hypothèse que la différence observée entre le comté de Bonaventure et l'île de Montréal est attribuable, non pas à une différence dans l'abondance

relative des emplois entre ces deux régions, mais plutôt au fait qu'une forte proportion de la population potentiellement active du comté de Bonaventure ne désire pas travailler. Le caractère extrêmement farfelu de cette hypothèse apparaîtra évident à quiconque possède une connaissance élémentaire des mécanismes économiques. En effet, la pénurie de main-d'œuvre dans le comté de Bonaventure aurait attiré des chômeurs d'autres régions, ce qui aurait fait diminuer proportionnellement le niveau du taux d'inactivité c'est-à-dire que dans le rapport I/P , le dénominateur aurait augmenté alors que le numérateur serait demeuré constant. Il semble donc impossible de soutenir que le taux d'inactivité puisse être autre chose qu'une mesure, si imparfaite qu'elle soit, de la pénurie réelle d'emplois.

2) *Le travail saisonnier*

Il est inutile de s'étendre longuement sur les conséquences, pour les familles et les individus touchés, de l'emploi dans un secteur saisonnier, lorsque, comme c'est le cas au Québec, relativement peu de travailleurs des secteurs saisonniers peuvent effectivement trouver un emploi temporaire pour la durée de la morte-saison dans leur industrie.

Pour mesurer l'impact du travail saisonnier sur la pauvreté, nous avons construit une variable qui est le pourcentage de la population non agricole potentiellement productive qui travaille dans les « secteurs saisonniers » : agriculture, pêche et trappage, forestage et construction. On peut donc écrire cette variable de la façon suivante :

$$S = (A + P + F + C) / P$$

où :

A = emploi dans l'agriculture

P = emploi dans la pêche

F = emploi dans le forestage

C = emploi dans la construction

S = importance relative des personnes travaillant dans les « secteurs saisonniers »

P = population non agricole potentiellement productive

Pour donner une idée du caractère très saisonnier de l'activité dans les « secteurs saisonniers » mentionnons que, de mai 1960 à

mai 1961, le pourcentage des travailleurs ayant été employés durant 40 semaines ou plus était de 25.4 dans la pêche et le trappage, de 22.4 dans le forestage, de 48.7 dans l'agriculture et de 52.7 dans la construction. Or, pour l'ensemble de tous les secteurs de l'économie, ce pourcentage était de 75.1 ; pour chacun des autres secteurs de l'économie, il était de 75 ou plus.

L'imperfection de cette variable en tant que mesure du travail saisonnier réside dans le fait que, jusqu'à un certain point, elle englobe un « effet de taux de rémunération » tout en étant une mesure de la quantité de travail effectuée. En effet, si les taux de salaire versés dans le forestage et la construction tendent à être supérieurs à la moyenne, c'est le contraire qui prévaut dans l'agriculture et la pêche. Il s'ensuit donc que des travailleurs de ces derniers secteurs peuvent avoir un faible revenu à la fois parce qu'ils ne sont employés qu'une partie de l'année et qu'ils sont faiblement rémunérés. Toutefois, il nous semble que la variable reflétera principalement la quantité de travail effectuée parce que, pour l'ensemble du Québec, l'emploi dans l'agriculture et la pêche ne représente que 10 p.c. de l'emploi total dans les « secteurs saisonniers ».

3) *Le travail à temps partiel*

Une étude américaine a démontré que, du moins aux États-Unis, le travail à temps partiel constitue souvent un facteur de pauvreté et qu'une proportion non négligeable de tous ceux qui travaillent à temps partiel est constituée de personnes qui désireraient travailler à temps plein⁵. Le travail à temps partiel est donc un cas frontière entre l'absence totale d'emploi et l'emploi à plein temps. Cette étude a démontré qu'un certain nombre de familles américaines dont le chef a un emploi rémunéré à un taux de salaire « moyen » vivent effectivement dans la pauvreté parce que cet emploi est à temps partiel seulement. Autrement dit, outre l'absence comme telle d'emploi et la trop grande faiblesse des taux de rémunération, le « sous-emploi » peut constituer un facteur de pauvreté.

Dans le cadre de notre modèle d'analyse, l'influence du travail à temps partiel devrait certainement être considérée. Malheureusement, les données nécessaires à cette fin ne sont pas disponibles

5. C.C. Hodge et J.R. Wetzel, « Short Workweeks and Underemployment », *Monthly Labor Review*, septembre 1967 (U.S. Dept. of Labor).

comme telles. En effet, il est possible d'obtenir des données sur le nombre de personnes ayant travaillé durant 40 semaines ou plus à temps partiel au cours de la période allant de juin 1960 à juin 1961. Pour tester efficacement l'effet possible du travail à temps partiel sur la pauvreté au Québec, il aurait fallu disposer de données sur les personnes ayant travaillé à temps partiel durant toute l'année, soit 52 semaines d'emploi. Ceci découle du fait que l'intervalle 40-52 semaines est trop vaste pour ne pas être équivoque. Par exemple, une personne ayant travaillé à temps partiel durant 40 semaines ou plus pendant l'année peut avoir travaillé aussi bien durant 52 semaines que durant seulement 40 semaines ; or, le niveau de son revenu sera très différent selon l'un ou l'autre cas. On voit donc qu'une variable construite à partir de données sur les personnes ayant travaillé à temps partiel durant 40 semaines ou plus au cours de l'année ne saurait représenter le facteur « travail à temps partiel » avec suffisamment d'exactitude puisqu'elle engloberait en plus de l'effet de sous-emploi proprement dit, un effet d'absence d'emploi (dans le cas de ceux dont le nombre de semaines de travail au cours de l'année est plus près de 40 que de 52). En définitive, il s'est révélé impossible de vérifier si, comme c'est le cas aux États-Unis, le travail à temps partiel est significativement relié à la pauvreté.

4) *Les facteurs d'ordre personnel : la vieillesse*

Nous avons considéré les facteurs d'ordre social qui peuvent expliquer que des individus n'aient pas, au cours d'une période donnée, effectué une quantité de travail suffisante pour subvenir à leurs besoins essentiels et à ceux de leur famille. Pour ce qui est des facteurs d'ordre personnel, c'est-à-dire les facteurs reliés à l'incapacité de travailler (maladies, handicaps, soin des enfants, etc.) nous ne disposons d'aucune donnée permettant de les inclure directement dans le modèle d'analyse. En effet, nous ne disposons pas, au niveau de chaque comté, de données sur les taux de morbidité, les taux d'incapacité physique ou mentale, le nombre de femmes seules avec des enfants en bas âge, etc. Parmi tous ces facteurs d'ordre personnel, le seul dont nous pouvons tenir compte comme tel dans le cadre d'analyse est ce qu'on peut appeler « vieillesse ». Il s'agit, en fait, d'un facteur d'inaptitude au travail pour motifs de santé physique et/ou de sénilité.

Le fait qu'au Québec en 1961, seulement le quart environ de tous les hommes de 65 ans et plus et environ 10 p.c. des femmes de cet âge travaillent effectivement incitent à croire que plus une population est constituée de personnes de plus de 64 ans, plus elle comptera de familles et de personnes seules à très faible revenu. Il s'agit donc de tenter d'estimer l'importance de ce qu'on peut appeler la « vieillesse » en tant que facteur explicatif de la pauvreté. À cet effet, la variable utilisée est le nombre de personnes de 65 ans et plus en pourcentage de la population de 15 ans et plus. Il est nécessaire d'extraire de la population totale les enfants de 14 ans et moins parce qu'ils ne sont pas en âge de travailler et que leur importance dans la population totale varie assez fortement entre les comtés pour fausser la mesure de la « vieillesse ». Comme mesure de l'influence de la « vieillesse » sur la pauvreté, cette variable n'est pas parfaite puisqu'il est probable que ce qu'on appelle la « vieillesse », dont l'effet est généralement une incapacité de travailler, ne débute pas exactement à 65 ans. De plus, il est probable que l'importance relative des inaptes au travail dans la population de 65 ans et plus varie selon les comtés. Toutefois, l'examen des données sur les taux de participation à la main-d'œuvre démontre qu'il s'agit de la mesure la plus valable, bien qu'imparfaite, du phénomène « vieillesse ».

5) *Le niveau des salaires*

Comme variable représentant le niveau des taux de rémunération, nous utilisons le taux de salaire moyen pour les secteurs manufacturier et minier. Idéalement, c'est le taux de salaire moyen pour toute l'économie du comté que l'on devrait utiliser. Malheureusement, il n'existe aucune donnée permettant d'en construire un estimé valable. Par contre, le recensement annuel des manufactures de Statistique Canada fournit des données qui permettent de calculer exactement le taux de salaire horaire moyen des travailleurs de production du secteur manufacturier de chaque comté. Il suffit de diviser la masse salariale versée à ces travailleurs par le nombre total d'hommes-heures de travail qu'ils ont effectué. Le recensement des manufactures donne également le nombre moyen de travailleurs de bureau employés à plein temps durant l'année ainsi que la masse salariale qui leur fut versée. En faisant l'hypothèse que chacun de ces travailleurs a effectué 37.5 heures de travail par semaine, on peut

obtenir un estimé du nombre total d'hommes-heures de travail effectué durant l'année par les travailleurs de bureau en multipliant 37.5 par 52 semaines, puis en multipliant le résultat par le nombre de travailleurs de bureau employés. Pour obtenir le taux de salaire horaire moyen de ces travailleurs, il suffit de diviser la masse salariale qui leur a été versée par l'estimé du nombre d'hommes-heures de travail effectué. Pour ce qui est des travailleurs du secteur minier, les statistiques officielles donnent le gain horaire moyen des mineurs pour les principaux types de mines du Québec⁶. Or, les mines ne constituent un important secteur d'activité que dans quelques comtés seulement (que le recensement permet d'identifier) et, par ailleurs, une carte minière de la province permet de déterminer le type de mines qui prédomine dans chacun de ces comtés (par exemple, fer, amiante, or-cuivre-zinc, minéraux non métalliques, « autres minéraux »). Donc, pour chaque comté, nous obtenons deux ou trois taux de salaire horaire, selon le cas : celui des travailleurs de production des manufactures, celui des travailleurs de bureau des manufactures et, lorsqu'il y a lieu, celui des mineurs. Il suffit d'en faire la moyenne pondérée pour obtenir le taux de salaire horaire moyen pour l'ensemble des travailleurs des secteurs manufacturier et minier.

L'importance combinée des manufactures et mines dans toute l'économie varie d'un comté à l'autre mais, en moyenne, ces deux secteurs emploient près du tiers de tous les salariés. Dans certains comtés, la faible importance du secteur manufacturier est compensée par une grande importance des mines. Bien que le taux de salaire pour ces deux secteurs ne soit probablement pas celui qui prévaut pour toute l'économie, nous croyons néanmoins qu'il peut en constituer, dans la majorité des cas, une bonne approximation. Ceci, parce que pour peu que les secteurs manufacturier et minier soient importants dans l'économie d'un comté, les taux de salaire qui y sont versés tendent à influencer le niveau des taux de salaire versés par la plupart des autres secteurs de l'économie du comté, notamment le commerce et les services commerciaux de tous genres.

Il existe certaines données qui supportent cette proposition. Le ministère du Travail du Canada fournit, pour onze régions urbaines

6. Statistique Canada, *Man-Hours and Hourly Earnings* (72-003).

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE

du Québec, des données sur le taux moyen de salaire d'un certain nombre d'occupations pour l'ensemble de tous les secteurs¹. Nous avons choisi trois de ces occupations dont l'une est « qualifiée » (mécanicien), l'autre « semi-qualifiée (chauffeur de camion) et la troisième « non-qualifiée » (manœuvre). Pour chaque zone urbaine, nous avons comparé le taux moyen de salaire de chacune de ces occupations au taux moyen de salaire dans les secteurs manufacturier et minier (que nous avons calculés) du comté dans lequel est située la zone urbaine. Tous les taux de salaire ont été exprimés en pourcentage de ceux de la région de Chicoutimi (où les taux sont les plus élevés du Québec). En examinant le tableau 1, on constate que le taux de salaire des secteurs manufacturier et minier semble effectivement constituer une bonne approximation du niveau du taux moyen de salaire pour l'ensemble de l'économie de la région. En effet, sauf dans le cas de la région de Québec, le niveau relatif des taux de salaire pour les trois occupations est toujours assez proche du niveau

Tableau 1
Indice des taux moyens de salaire horaire, 1961
(Chicoutimi = 100.0)

Région	Secteurs manufacturier et minier — toutes les occupations ¹	Tous les secteurs de l'économie ²		
		Mécanicien	Chauffeur de camion	Manœuvre
Chicoutimi	100.0	100.0	100.0	100.0
Montréal	78.7	84.6	83.8	80.4
Cowansville-Granby	62.5	66.1	62.4	70.9
Drummondville	62.7	64.1	68.5	63.5
Hull	87.6	87.1	83.2	93.2
Joliette	62.2	69.0	68.0	68.8
Québec	67.5	76.2	79.7	81.5
Trois-Rivières	85.5	84.7	82.7	87.3
Sherbrooke	62.2	71.4	71.6	63.5
Saint-Jean	68.2	69.8	72.6	74.1
Victoriaville	56.2	70.2	67.0	57.7

1. Travailleurs de bureau et de production.
2. Y compris les secteurs manufacturier et minier.

7. Taux de salaire, traitements et heures de travail, 1961.

relatif du taux de salaire des secteurs manufacturier et minier. Évidemment, il ne s'agit que de onze zones urbaines. Mais il n'existe aucun fait nous permettant de douter qu'il en soit ainsi dans la plupart des autres régions, du moins dans ceux où le secteur manufacturier occupe une certaine importance.

La variable du taux de salaire moyen représente, en fait, la productivité de l'ensemble des industries manufacturières et du secteur minier du comté. Plus la productivité dans les industries d'un comté est faible, pour quelque raison que ce soit, plus le taux de salaire moyen aura tendance à être faible (nous reviendrons d'ailleurs sur cette question plus loin). Dans ce sens, le taux de salaire moyen est une variable qui représente la productivité des travailleurs des industries auxquelles il se rapporte. Dans le cadre de notre analyse, sa signification opérationnelle est la suivante : plus le taux de salaire moyen dans un comté est faible, plus est grande la proportion de tous les travailleurs de ce comté qui reçoit de faibles taux de salaire. Ceci, à cause de la définition même de la moyenne. Par exemple, un comté où le taux de salaire moyen est de 60 dollars par semaine comptera vraisemblablement une plus forte proportion de salariés gagnant moins de 50 dollars par semaine qu'un comté où le taux de salaire moyen est de 70 dollars par semaine. Mais ceci n'est certes pas une loi absolue car les moyennes sont souvent trompeuses ; il s'agit tout au plus de la signification qu'aura *probablement*, dans la plupart des cas, le taux moyen de salaire.

Ces quatre variables explicatives sont celles que les données disponibles permettent de construire dans le cadre d'un modèle d'analyse des facteurs associés au phénomène de pauvreté. En plus de ces variables, nous utiliserons un système de 12 variables dichotomiques (*dummy variables*) dont chacune correspond à l'une des 12 régions économiques du Québec. Ces variables sont introduites dans le modèle pour tenir compte des « facteurs strictement régionaux » qui exercent une influence sur le taux de pauvreté. Une variable dichotomique prend la valeur 0 lorsque la valeur des autres variables concerne un comté qui n'est pas situé dans la région économique à laquelle elle se réfère et elle prend la valeur 1 lorsque la valeur des autres variables concerne un comté qui est situé dans la région économique à laquelle elle se réfère.

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE

Afin d'illustrer la variation entre les divers comtés dans le niveau des facteurs que mesurent les variables explicatives, nous présentons le tableau suivant :

Variable	Valeur minimale	Valeur maximale	Valeur moyenne
Pénurie d'emplois	37.3	63.6	49.7
Niveau des salaires	0.78	2.49	1.52
Travail saisonnier	3.6	20.5	8.9
Vieillesse	4.1	17.7	10.4

Résultats

Les deux modèles de pauvreté qui ont été construits sont les suivants :

$$Y_f = f(E, S, V, W, R_n) \quad \text{et} \quad Y_p = f(E, S, V, W, R_n)$$

où :

Y_f = Familles dont le revenu annuel total est inférieur à 3,000 dollars en pourcentage du nombre total de familles (population non agricole seulement).

Y_p = Personnes seules (c'est-à-dire non comprises dans les familles) dont le revenu annuel total est inférieur à 1,500 dollars en pourcentage du nombre total de personnes seules (population non agricole seulement).

E = Personnes de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école qui n'avaient pas d'emploi en juin 1961, en pourcentage du nombre total de personnes de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école (les fermiers ont été exclus de la population de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école pour la construction de cette variable).

S = Personnes employées dans l'agriculture, les pêcheries, le forestage et la construction en pourcentage de la population totale de 15 ans et plus ne fréquentant pas l'école.

V = Personnes de 65 ans et plus en pourcentage de la population totale de 15 ans et plus (population non agricole seulement).

W = Taux moyen de salaire horaire dans les secteurs manufacturier et minier en 1961 (ce taux s'applique tant aux travailleurs de bureau qu'aux travailleurs de production).

R_n ($n = 1 \dots 12$) = Système de variables dichotomiques représentant chacune des 12 régions économiques du Québec et dans lequel on a, entre autres : R_1 = Gaspésie-Bas Saint-Laurent, R_2 = Saguenay-Lac Saint-Jean.

Les résultats empiriques sont les suivants :

$$(1) \quad Y_t = -24.8099 + 1.0004E + .7936S + 1.5953V \\ \quad \quad \quad \quad \quad (.1443) \quad (.2364) \quad (.3136) \\ \quad \quad \quad - 8.3030W + 5.0055R_1 \\ \quad \quad \quad \quad \quad (2.3010) \quad (1.1966) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad R^2 = .8302$$

$$(2) \quad Y_p = 19.2200 + .9120E + 1.3011V - 9.0595W + 10.0152R_2 \\ \quad \quad \quad \quad \quad (.1259) \quad (.3120) \quad (2.2269) \quad (3.5402) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad R^2 = .7003$$

Comme on peut le constater aisément en comparant les paramètres aux écarts-types (entre parenthèses sous les paramètres), tous les paramètres sont significatifs à 99 p.c. Les coefficients de détermination (R^2) ont été ajustés pour tenir compte du nombre de degrés de liberté. Dans le cas des personnes seules, l'équation (2), la variable représentant le travail saisonnier (S) s'est révélée non significative (même à 95 p.c.).

Il importe maintenant de discuter de certains problèmes de nature statistique. D'abord, malgré la différence de taille entre les comtés (en termes de population), un test simple nous a amené à conclure que la condition d'homoscédasticité semble prévaloir⁸. Par ailleurs, le fait d'utiliser des variables-rapport peut introduire ce que l'on appelle la « corrélation artificielle » (*spurious correlation*) entre les variables explicatives et la variable dépendante. Toutefois, la nature même des variables utilisées de même que le fait que les variables explicatives s'appliquent à toute la population alors que la variable dépendante ne concerne qu'une partie de celle-ci rendent assez invraisemblable la présence de « corrélation artificielle ». Un problème beaucoup plus sérieux, dans le cas de certaines variables, est celui de la multicollinéarité. En effet, le coefficient de corrélation simple entre la pénurie d'emplois (E) et le travail saisonnier (S) est de .559 ; entre le niveau des salaires (W) et la vieillesse (V) il est de -.528. Deux auteurs, D.E. Farrar et R.G. Glauber ont suggéré un

8. Il n'y a aucune corrélation entre les résidus de régression et les variables dépendantes.

test simple qui, selon eux, permet de déterminer si la multicollinéarité est « dommageable », c'est-à-dire de déterminer si les paramètres des variables collinéaires peuvent quand même être utilisées pour mesurer leur influence individuelle sur la variable dépendante⁹. Nous avons effectué le test de Farrar et Glauber et, dans la mesure où celui-ci est valable (et nous n'avons pas la compétence requise pour en juger), il s'avère que la multicollinéarité impliquant les variables E et S ainsi que W et V n'est pas « dommageable ». En d'autres termes, il semble que les paramètres de E , S , V et W peuvent quand même servir à mesurer l'influence de ces variables sur le taux de pauvreté (Y , ou Y_p , selon le cas). Une autre question extrêmement importante concerne ce qu'on pourrait appeler l'« effet de taille », qui découle du fait que les modèles construits doivent servir à fournir des estimés quantitatifs sur les facteurs associés à la pauvreté pour l'ensemble du Québec alors que les 71 comtés utilisés comme observations dans les calculs sont de taille très différente quant à l'importance de leur population. Par exemple, il se pourrait qu'une variable qui, en réalité, n'est pas reliée significativement à la variable dépendante lorsque l'on considère l'ensemble du Québec apparaisse néanmoins dans le modèle parce qu'elle est significativement reliée à la variable dépendante dans un grand nombre de comtés de faible importance. Toutefois, nous avons vérifié les conséquences possibles de cet état de fait sur les résultats obtenus et il s'est révélé possible d'en conclure qu'aucune des variables explicatives n'apparaît dans les équations (1) et (2) uniquement comme résultat de cet « effet de taille »¹⁰. Autrement dit, les équations (1) et (2) constituent effectivement une description valable des mécanismes de création de la pauvreté pour l'ensemble du Québec.

9. « Multicollinearity in Regression Analysis : The Problem Revisited », *Review of Economics and Statistics*, février 1967. D'après Farrar et Glauber, la multicollinéarité n'est pas « dommageable » lorsque le coefficient de corrélation multiple entre la variable dépendante et l'ensemble des variables explicatives de l'équation est supérieur au coefficient de corrélation multiple entre chacune des variables collinéaires, d'une part, et l'ensemble des autres variables explicatives de l'équation, d'autre part.

10. Cette vérification a consisté à regrouper les 71 comtés en 41 régions de taille beaucoup moins inégale (dont la majorité comptent entre 1 et 2 p.c. de la population totale du Québec) et à recalculer les équations sur ces 41 régions. Dans ces nouvelles équations, toutes les variables explicatives des équations (1) et (2) apparaissent avec des paramètres très significatifs à 99 p.c. et dont la valeur est très proche de celle des paramètres des équations (1) et (2). Toutefois, ces nouvelles équations ne sont pas utilisables pour les fins qui nous intéressent puisque le regroupement des comtés a pour effet d'aggraver sérieusement le problème de multicollinéarité dont nous avons discuté antérieurement.

LA PAUVRETÉ AU QUÉBEC

La méthode utilisée pour estimer les paramètres des équations, celle de la régression par étapes, permet de connaître la contribution de chaque variable indépendante à l'« explication » de la variation dans la variable dépendante. Ainsi, une variable indépendante contribue d'autant plus à « expliquer » la variable dépendante que son inclusion dans le modèle en accroît le coefficient de détermination. Dans le cas qui nous concerne, nous avons ce qui suit :

Variable	Augmentation marginale de R^2	
	Équation (1)	Équation (2)
<i>E</i>	.5068	.4488
<i>W</i>	.2280	.0499
<i>V</i>	.0459	.1796
<i>S</i>	.0463	—
R_1	.0128	—
R_2	—	.0348

Ce qu'il faut d'abord constater, c'est l'importance prépondérante de la pénurie d'emplois (variable *E*) dans l'explication du phénomène de la pauvreté. En effet, dans le cas des familles, soit l'équation (1), la pénurie d'emplois explique à elle seule 50 p.c. de la variation du taux de pauvreté ; dans le cas des personnes seules, soit l'équation (2), la pénurie d'emplois explique à elle seule 45 p.c. de la variation du taux de pauvreté. Par ailleurs, on constate également que, dans le cas des familles, la pénurie d'emplois et le niveau des salaires (variables *E* et *W*) expliquent à eux seuls près des trois quarts de la variation du taux de pauvreté ; dans le cas des personnes seules, la pénurie d'emplois et la vieillesse (variables *E* et *V*) expliquent à elles seules près des deux tiers de la variation du taux de pauvreté. Cette constatation est d'autant plus intéressante que les variables *E* et *W* ainsi que les variables *E* et *V* ne sont pas collinéaires¹¹.

On peut obtenir une mesure de la valeur opérationnelle des équations (1) et (2) en les utilisant pour prédire le taux de pauvreté pour l'ensemble du Québec et en comparant le résultat au taux

11. Le coefficient de corrélation simple est de $-.267$ entre *E* et *W* et de $.088$ entre *E* et *V*.

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE

de pauvreté observé, c'est-à-dire le taux de pauvreté réel pour l'ensemble du Québec :

	Y_f	Y_p
Valeur prédite (par l'équation)	22.8 p.c.	53.7 p.c.
Valeur observée (réelle)	24.3 p.c.	49.7 p.c.

Si l'on considère le fait que les variables utilisées ne sont pas des mesures *parfaites* des facteurs qu'elles représentent et que certains facteurs explicatifs ne sont pas inclus dans les équations à cause du manque de données pertinentes, les erreurs de prédiction ne doivent pas être considérées comme très fortes. En effet, les variables indépendantes n'expliquent pas 100 p.c. de la variation du taux de pauvreté mais bien 83 p.c. dans le cas de l'équation (1) et 70 p.c. dans le cas de l'équation (2).

Ainsi qu'on vient de le mentionner, c'est parce que certains facteurs ne sont pas inclus dans les équations (1) et (2) que les variables E , S , V , W et R_n n'expliquent pas 100 p.c. de la variation du taux de pauvreté. En plus de l'imperfection comme telle de ces variables, cela est vraisemblablement attribuable, pour une certaine part, au fait que le facteur inaptitude au travail n'est que partiellement représenté dans les équations par la vieillesse. Ceci, parce qu'il ne faut pas oublier que l'importance relative des inaptes au travail de moins de 65 ans dans la population potentiellement productive est un facteur qui contribue sûrement à expliquer la variation du taux de pauvreté entre les divers comtés mais qui, faute de données, ne se retrouve pas dans les modèles d'analyse. De fait, l'absence de ce facteur dans les équations explique probablement pourquoi le coefficient de détermination de l'équation se rapportant aux personnes seules (.7003) est inférieur à celui de l'équation se rapportant aux familles (.8302). En effet, il a été démontré que les inaptes au travail pour cause de maladie ou de handicap sont proportionnellement beaucoup plus nombreux chez les personnes seules que chez les familles¹². Par ailleurs, il n'est pas tellement étonnant de constater que le travail saisonnier ne constitue pas une cause de pauvreté pour les personnes seules. On a vu antérieurement que,

12. R. Sirkis, *Taux de dépendance sociale et caractéristique des assistés sociaux* (Étude effectuée pour le compte de la Commission d'Enquête sur la Santé et le Bien-être) ; cette étude démontre que les personnes seules sont sur-représentées parmi les assistés sociaux autres que les assistés-chômeurs.

LA PAUVRETÉ AU QUÉBEC

dans la majorité des cas, c'est le forestage et la construction qui englobent la majeure partie des travailleurs saisonniers. Or, les taux de rémunération versés dans ces secteurs sont relativement élevés, de sorte qu'une personne seule peut facilement en tirer plus de 1,500 dollars de revenu annuel, même si elle ne travaille qu'une partie de l'année (alors que selon le « seuil de pauvreté » retenu par l'étude, c'est 3,000 dollars qu'un chef de famille doit en tirer).

L'examen des équations (1) et (2) montre que, dans le cas des familles, les variables explicatives sous-estiment l'incidence de la pauvreté dans la Gaspésie-Bas Saint-Laurent (ce que révèle la présence avec un signe positif de la variable R_1 dans l'équation) alors que, dans le cas des personnes seules, les variables explicatives sous-estiment l'incidence de la pauvreté au Saguenay-Lac Saint-Jean (ce que révèle la présence avec un signe positif de la variable R_2 dans l'équation). On ne peut que proposer des hypothèses pour expliquer ce résultat. Il se peut que cela provienne du fait que les variables explicatives constituent, dans le cas particulier de ces deux régions, des mesures très imparfaites des facteurs dont elles se veulent une représentation assez fidèle. Ou encore, cela pourrait provenir de ce que l'inaptitude au travail constitue un problème beaucoup plus sérieux dans ces deux régions que dans le reste du Québec (c'est-à-dire l'inaptitude chez les chefs de famille en Gaspésie-Bas Saint-Laurent et l'inaptitude chez les personnes seules au Saguenay-Lac Saint-Jean).

Considérons maintenant l'influence de chaque variable explicative prise séparément sur le taux de pauvreté. Ceci nous est donné par l'élasticité de la variable dépendante (soit le taux de pauvreté) par rapport à chaque variable explicative¹³ :

Équation (1) — Familles Élasticité de Y_f par rapport à :		Équation (2) — Personnes seules Élasticité de Y_p par rapport à :	
E	1.3832	E	0.7082
V	0.4440	V	0.2033
W	-0.3555	W	-0.2180
S	0.1975		

13. Cette élasticité se définit comme le pourcentage de changement observé dans le niveau de la variable dépendante par suite d'un changement de 1 p.c. dans le niveau de la variable explicative, le niveau des autres variables explicatives demeurant constant. Il est important de noter que le niveau du coefficient de détermination influence le niveau des élasticités : plus R^2 augmente, plus la valeur absolue des élasticités tend à diminuer. Toutefois, le niveau de R^2 n'influence en rien le niveau relatif des élasticités dans une même équation, c'est-à-dire, la valeur des élasticités les unes par rapport aux autres.

La première constatation qui s'impose est que la pénurie d'emplois constitue de loin le plus important facteur explicatif de la pauvreté au Québec et ce, tant chez les personnes seules que chez les familles. Il convient de rappeler ici qu'il s'agit de la pénurie d'emplois de n'importe quel type : à plein temps ou à temps partiel, saisonniers ou non, à salaire faible ou élevé, etc. Ensuite, on remarque que les variables explicatives incluses dans le modèle d'analyse ont beaucoup plus d'influence sur le taux de pauvreté des familles que sur le taux de pauvreté des personnes seules. Ainsi, dans le cas de la pénurie d'emplois, on voit qu'une augmentation relative du nombre d'emplois disponibles (c'est-à-dire une diminution de la pénurie d'emplois) profitera deux fois plus aux familles pauvres qu'aux personnes seules pauvres. Ceci n'a rien d'étonnant étant donné que, comme nous l'avons mentionné antérieurement, il y a proportionnellement beaucoup plus d'individus incapables d'occuper un emploi chez les personnes seules que chez les personnes faisant partie d'une famille. Dans le cas des salaires, c'est à peu près la même situation : une augmentation relative dans le niveau des salaires profitera également (presque) deux fois plus aux familles pauvres qu'aux personnes seules pauvres. Cela s'explique vraisemblablement par le fait que le seuil de pauvreté est beaucoup plus faible pour les personnes seules que pour les familles alors que les taux de salaire versés sur le marché du travail ne varient pas selon que les travailleurs sont des personnes seules ou des soutiens de famille. Par exemple, considérons le cas de travailleurs dont le salaire horaire est de 1 dollar et qui travaillent à plein temps durant toute l'année ; ceux parmi eux qui sont des personnes seules ne sont pas pauvres alors que les familles de ceux qui sont soutiens de famille sont pauvres. Si le salaire horaire passe de 1 à 1.50 dollar, il n'y a aucun changement dans le taux de pauvreté des personnes seules (puisque aucune d'elles n'était pauvre) mais les familles passent alors au-dessus du seuil de pauvreté (c'est-à-dire 3,000 dollars).

Pour ce qui est de l'influence de la vieillesse sur le taux de pauvreté, nous ne saurions expliquer pourquoi ce facteur a deux fois plus d'influence dans le cas des familles que dans le cas des personnes seules. Toutefois, ce qu'il importe le plus de noter c'est que, tant dans le cas des familles que dans celui des personnes seules, la vieillesse constitue un facteur de pauvreté aussi important (et peut-

être même plus important) que le niveau des salaires. En terminant cette discussion sur l'influence des variables individuelles, ajoutons que, bien que le travail saisonnier ait constitué un facteur de pauvreté dans l'ensemble du Québec en 1961, il n'est pas certain qu'il en soit ainsi aujourd'hui. En effet, le secteur de la construction générale à lui seul les trois quarts des emplois saisonniers au Québec. Or, entre 1961 et 1971, les taux de salaire réel dans la construction ont augmenté, en moyenne, d'à peu près 75 p.c. et le caractère saisonnier de ce secteur a été significativement réduit. Dans ces conditions, si l'on considère l'ensemble du Québec, il ne serait pas étonnant que le travail saisonnier ait cessé d'être un facteur de pauvreté.

Afin d'en arriver à une explication la plus complète possible du phénomène de la pauvreté au Québec, nous avons construit des modèles d'analyse des facteurs de pauvreté dégagés par les équations (1) et (2). Parmi ces facteurs, la vieillesse et le travail saisonnier ne requièrent aucune explication particulière. C'est donc la pénurie d'emplois et le niveau des salaires qu'il faut expliquer.

Les facteurs explicatifs de la pénurie d'emplois

L'hypothèse de base qui a été retenue est que l'intensité de la pénurie d'emplois dans une région dépend principalement du degré de développement industriel dans cette même région, c'est-à-dire, à toutes fins pratiques, du degré de développement du secteur manufacturier. Autrement dit, nous faisons l'hypothèse que plus le secteur manufacturier est développé dans une région, plus les emplois y sont abondants relativement à la population potentiellement productive, d'abord à cause de l'emploi manufacturier lui-même et ensuite à cause de l'effet d'entraînement sur les « secteurs satellites » de l'économie régionale (commerce, services, transport, communications et construction) résultant de la masse des revenus produits par le secteur manufacturier. Dans certaines régions, le secteur minier est assez important pour y jouer le même rôle que le secteur manufacturier dans la création d'emplois.

D'autre part, le secteur public et para-public (administration publique, éducation, services de santé et services sociaux) n'est pas lui non plus différent du secteur manufacturier quant à la création d'emplois : il fournit directement de l'emploi et stimule l'emploi dans les « secteurs satellites » de l'économie par la masse de revenus

qu'il génère. Ainsi, on peut supposer que plus le secteur public et para-public est développé dans une région, plus il devrait y avoir d'emplois relativement à la population (potentiellement productive). Les secteurs manufacturier, minier, public et para-public constituent donc ce qu'on peut appeler des « secteurs autonomes », c'est-à-dire des secteurs dont le développement ne dépend pas de celui des autres secteurs de l'économie (les « secteurs satellites »). Par conséquent, il est très logique de supposer que l'intensité de la pénurie d'emplois dans une région dépend de leur degré relatif de développement. Il est à remarquer que l'agriculture et les pêcheries sont effectivement des « secteurs autonomes » ; toutefois, la faiblesse relative des revenus qu'ils génèrent, dans la plupart des cas, fait en sorte qu'ils ont généralement peu d'effet d'entraînement sur les « secteurs satellites » de l'économie d'une région.

Le modèle d'analyse construit dans le but d'expliquer le niveau de la pénurie d'emplois est le suivant :

$$E = f(M, P, R_n)$$

où :

E = Niveau de la pénurie d'emplois (taux d'inactivité de la population potentiellement productive).

M = Emploi dans les secteurs manufacturier et minier en pourcentage de la population potentiellement productive (de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école).

P = Emploi dans le secteur public et para-public (administration publique, éducation, services de santé et services sociaux) en pourcentage de la population potentiellement productive.

R_n ($n = 1 \dots 12$) = Système de variables dichotomiques représentant chacune des 12 régions économiques du Québec et dans lequel on a, entre autres : R_9 = Montréal métropolitain, R_{10} = Outaouais.

Les résultats empiriques sont les suivants :

$$(3) \quad E = 63.3143 - 6.4459M - .7078P - 3.7003R_9 - 3.0113R_{10}$$

$$\quad \quad \quad (.8653) \quad (.0920) \quad (1.2555) \quad (1.3263)$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad R^2 = .7519$$

Tous les paramètres des variables explicatives sont significatifs à 99 p.c. Comme dans le cas des équations (1) et (2), nous nous

sommes assurés, au moyen de la même procédure, que l'« effet de taille » n'affecte pas significativement les résultats de l'équation (3). La multicollinéarité ne pose aucune difficulté dans le cas présent puisque le coefficient de corrélation simple entre M et P est de .232, ce qui est assez faible.

Ici, il convient de noter que la variable M représente principalement le degré relatif de développement du secteur manufacturier dans chaque région puisque l'emploi dans le secteur minier n'apparaît que dans 7 comtés (sur 71). À elle seule, la variable M explique 52 p.c. de la variation dans la variable E ; c'est donc dire jusqu'à quel point l'abondance relative des emplois dans une région dépend du degré de développement industriel qu'elle a atteint. De plus, les variables M et P expliquent, à elles seules, 73 p.c. de la variation de la variable E . Ainsi, bien que l'emploi dans l'ensemble des secteurs manufacturier, minier, public et para-public ne représente jamais plus que le tiers de l'emploi total dans un même comté, le degré relatif de développement de ces secteurs explique près des trois quarts de la variation du niveau de la pénurie d'emplois. La présence des variables R_9 et R_{10} avec un signe négatif dans l'équation (3) indique que les variables M et P surestiment la pénurie réelle d'emplois dans la région de Montréal métropolitain ainsi que dans celle de l'Outaouais. Cette situation s'explique vraisemblablement de la façon suivante. Pour ce qui est de Montréal, c'est la métropole du pays, et de ce fait, elle compte un grand nombre d'« activités autonomes » (autres que les manufactures, administrations publiques, hôpitaux, écoles, etc.) qui desservent non seulement la région de Montréal mais aussi le Québec en entier et tout le pays, secteurs qui fournissent beaucoup d'emplois : finance, sièges sociaux, commerce international, distribution à l'échelle nationale, etc. Pour ce qui est de la région de l'Outaouais, elle est située à proximité d'Ottawa et, de ce fait, elle compte probablement un grand nombre d'« activités satellites » dont le niveau de développement qu'elles ont atteint dépend non seulement du degré relatif de développement des « secteurs autonomes » dans la région elle-même mais aussi de la masse de revenus générés à Ottawa, c'est-à-dire en dehors de la région comme telle.

Le calcul des élasticités pour l'équation (3) révèle que, à toutes fins pratiques, les variables M et P ont à peu près la même influence

sur la variable E ¹⁴. Ceci est conforme à ce que l'on devait s'attendre. En effet, bien que l'emploi dans le secteur manufacturier soit généralement plus important que l'emploi dans le secteur public et parapublic, le revenu par personne employée est généralement plus élevé dans le secteur public et parapublic que dans le secteur manufacturier, de sorte que les deux secteurs ont à peu près les mêmes effets globaux quant à la création (directe et indirecte) d'emplois dans les régions. Toutefois, parce que le développement du secteur public et parapublic est limité, ultimement, par les besoins de la population (en services publics, éducatifs, de santé et sociaux), il ne reste que le développement accéléré du secteur manufacturier pour réduire de façon significative la forte pénurie chronique d'emplois que l'on observe au Québec (et qui, comme on l'a vu, constitue le principal facteur de pauvreté. Ainsi, le fait que l'Ontario soit caractérisée par une grande abondance d'emplois n'est certes pas étranger à ce que, avec le tiers de la population totale du pays, cette province compte la moitié de tout l'emploi manufacturier du Canada.

Les facteurs explicatifs du niveau des salaires

Nous tenterons maintenant d'expliquer le niveau des salaires dans le secteur manufacturier ; nous ne pouvons considérer également le secteur minier (ainsi que nous l'avons fait dans le modèle d'analyse de la pauvreté) à cause du manque de données pertinentes. Néanmoins, il convient de rappeler que la variable « niveau des salaires » que l'on retrouve dans les équations (1) et (2) représente principalement le niveau des salaires dans le secteur manufacturier puisque le secteur minier n'occupe une certaine importance que dans quelques comtés seulement.

L'hypothèse de base retenue ici est la suivante : la différence observée entre les comtés dans le niveau du salaire moyen dans le secteur manufacturier est attribuable principalement à la différence entre les comtés dans le niveau de la productivité moyenne dans le secteur manufacturier. En 1961, le salaire horaire moyen (travailleurs de bureau et de production) variait entre 0.78 dollar et 2.49 dollars alors que la valeur de la production nette par travailleur

14. L'élasticité de E par rapport à M est de -0.1029 ; l'élasticité de E par rapport à P est de -0.1119 .

variait entre 2,417 et 18,611 dollars par année. Par ailleurs, il est probable que les conditions particulières existant sur le marché du travail dans chaque région exercent une certaine influence sur le niveau des salaires dans le secteur manufacturier. Par exemple, dans les régions où prévaut un surplus considérable de main-d'œuvre, on peut s'attendre qu'une telle situation exerce des pressions à la baisse sur les salaires dans cette région. On a vu que le degré relatif de développement du secteur manufacturier influence fortement le degré d'abondance relative des emplois dans une région. En conséquence, comme indicateur des conditions régionales du marché du travail, nous utiliserons le degré de développement du secteur manufacturier, c'est-à-dire la variable M (qui a été utilisée dans le modèle d'analyse de la pénurie d'emplois), dans le modèle d'explication du niveau des salaires. Enfin, nous avons supposé que, à productivité égale, les travailleurs féminins reçoivent un salaire plus faible que les travailleurs masculins. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, on devrait s'attendre que plus le secteur manufacturier d'une région compte de travailleurs féminins relativement aux travailleurs masculins, plus le niveau de salaire moyen sera faible.

Le modèle d'analyse utilisé est de la forme suivante :

$$W_m = f(Q, M, F, R_n)$$

où :

W_m = Taux moyen de salaire horaire dans le secteur manufacturier (pour les travailleurs de production et de bureau).

Q = Valeur ajoutée par travailleur de production dans le secteur manufacturier (pour 1961).

M = Nombre de personnes employées dans le secteur manufacturier en pourcentage de la population totale de 15 à 64 ans ne fréquentant pas l'école.

F = Rapport entre l'emploi féminin et l'emploi masculin dans le secteur manufacturier.

R_n ($n = 1 \dots 12$) = Système de variables dichotomiques représentant chacune des 12 régions économiques du Québec et dans lequel on a, entre autres : R_3 = Québec métropolitain, R_9 = Montréal métropolitain, R_{12} = Côte-Nord.

Les résultats empiriques sont les suivants :

$$(4) \quad W_m = .8628 + .0001Q + .0278M - 1.0079F + .2581R_3 \\
\begin{matrix} (.00001) & (.0041) & (.1871) & (.1091) \\ & + .1861R_9 + .4038R_{12} \\ & (.0871) & (.1658) \end{matrix}$$

$$R^2 = .8357$$

Tous les paramètres des variables explicatives sont significatifs à 99 p.c. Après vérification, il s'est avéré que l'« effet de taille » ne présente aucun problème. Du fait que le coefficient de corrélation simple entre M et F est de .544, il existe un problème de multicollinéarité ; toutefois, le test de Farrar et Glauber indique qu'elle ne semble pas « dommageable »¹⁵.

L'influence prédominante du niveau de la productivité sur le niveau des salaires est bien illustrée par le fait que, à elle seule, la variable Q explique 69 p.c. de la variation du niveau du salaire moyen (W_m). Cependant, les résultats de l'équation (4) indiquent que les conditions du marché du travail ainsi que l'importance relative des travailleurs féminins exercent également une influence sur le niveau des salaires. La présence des variables R_3 , R_9 et R_{12} avec un signe positif dans l'équation (4) indique que les variables Q , M et F sous-estiment le niveau du salaire moyen dans le cas des régions de Québec métropolitain, de Montréal métropolitain et de la Côte-Nord. Il s'agit, bien entendu, de facteurs dont les variables Q , M et F ne tiennent pas compte et qui mettent des pressions à la hausse sur le niveau des salaires. À Québec, il s'agit probablement de la présence de l'administration publique provinciale ; à Montréal, c'est vraisemblablement la présence d'activités reliées à son caractère de métropole du pays : finance, sièges sociaux, services d'affaires, commerce international, distribution nationale, etc. Pour ce qui est de la Côte-Nord, c'est peut-être le fait qu'il s'agit d'une région en expansion qui est relativement isolée et peu peuplée (salaires plus élevés pour attirer la main-d'œuvre), que le coût de la vie y est un peu plus cher qu'ailleurs au Québec ou encore que le secteur de la construction occupe une place prépondérante dans l'économie régio-

15. À titre d'indication de la valeur opérationnelle de l'équation (4), mentionnons que celle-ci a prédit un taux moyen de salaire horaire de 1.85 dollar pour l'ensemble du secteur manufacturier au Québec en 1961, alors que le taux réel était de 1.90 dollar, soit une différence de 2.6 p.c.

nale (les salaires très élevés dans la construction ont peut-être un effet d'entraînement sur le secteur manufacturier).

Considérons maintenant l'influence de chaque variable prise séparément sur le niveau des salaires. Elle nous est donnée par l'élasticité de la variable dépendante par rapport à chaque variable explicative :

élasticité de W_m par rapport à Q :	0.3565
“ “ “ “ “ “ M :	0.2182
“ “ “ “ “ “ F :	-0.1548

On constate que c'est le niveau de la productivité qui constitue l'influence prépondérante sur le niveau des salaires. Toutefois, on voit que les conditions du marché du travail (que représente la variable M) et l'importance relative des travailleurs féminins exercent sur le niveau des salaires une influence qui est loin d'être négligeable. Le fait le plus étonnant est sans doute le fait que l'importance relative des travailleurs féminins a presque autant d'influence que les conditions du marché du travail. Effectivement, la présence de la variable F avec un signe négatif dans l'équation (4) de même que l'influence relative qu'elle exerce sur W_m implique nettement que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes reçoivent des salaires inférieurs à ceux des hommes dans le secteur manufacturier.

La productivité étant le facteur le plus important dans la détermination du niveau des salaires, nous avons construit un modèle pour en expliquer le niveau. À cette fin, l'hypothèse retenue est la suivante : dans chaque région, le niveau moyen de la productivité dans le secteur manufacturier dépend du type de produits qui y sont fabriqués ainsi que de la taille des établissements de production. D'abord, on peut supposer que le niveau de la productivité dépend de la technologie de production : en général, les technologies qui utilisent beaucoup de main-d'œuvre et relativement peu de capital auraient tendance à être caractérisées par un faible niveau de productivité des travailleurs (inversement, la productivité serait élevée lorsque la technologie utilise beaucoup de capital et relativement peu de main-d'œuvre). Or, le principal déterminant de la technologie de production utilisée semble être le type de produits fabriqués. En d'autres termes, ce serait la nature des produits à fabriquer qui déterminerait le degré d'intensité de main-d'œuvre de la technologie

de production qui sera utilisée. Ceci proviendrait de ce que la fabrication d'un type de biens est toujours plus ou moins « mécanisable » que la fabrication de tous les autres types de biens. De toute façon, la variable utilisée dans le modèle d'analyse pour représenter le type de produits fabriqués est le coefficient moyen d'intensité de main-d'œuvre du secteur manufacturier de chaque comté (c'est-à-dire la part des salaires dans la valeur ajoutée)¹⁶. Par ailleurs, il semble bien que, pour un type de produits donné, la productivité de la main-d'œuvre aura tendance à être d'autant plus élevée que la taille des établissements de production sera grande. Ceci serait attribuable au fait que les grands établissements rendent profitable l'utilisation de technologies à plus forte intensité de capital et aussi qu'ils permettent de produire en plus longues séries.

Le modèle d'analyse utilisé est de la forme suivante :

$$Q = f(K, G, R_n)$$

où :

Q = Valeur ajoutée par travailleur de production en 1961.

K = Part des salaires dans la valeur ajoutée (il s'agit des salaires des travailleurs de production ainsi que de la valeur ajoutée par les travailleurs de production).

G = Taille moyenne des établissements manufacturiers, c'est-à-dire valeur ajoutée totale du secteur manufacturier divisée par le nombre total d'établissements.

R_n ($n = 1 \dots 12$) = Système de variables dichotomiques représentant chacune des 12 régions économiques du Québec et

16. La relation entre le coefficient d'intensité de la main-d'œuvre et le type de produits fabriqués se comprend mieux lorsque l'on examine la part des salaires dans la valeur ajoutée pour chacun des 20 grands groupes d'industries manufacturières (au Québec en 1961) :

	en p.c.		en p.c.
Produits en cuir	49.3	Produits minéraux	
Matériel de transport	47.4	non métalliques	35.2
Vêtements	47.2	Papier et produits connexes	34.9
Meubles	45.6	Produits électriques	34.4
Produits en bois	44.7	Imprimerie	32.9
Tricots	44.4	Métallurgie primaire	31.9
Produits en caoutchouc	40.5	Machinerie non électrique	28.9
Métallurgie secondaire	40.5	Produits du tabac	26.2
Textiles	40.1	Aliments et boissons	22.6
Produits divers n.s.a.	36.8	Produits chimiques	19.2
		Produits pétroliers	14.0

LA PAUVRETÉ AU QUÉBEC

dans lequel on a, entre autres : $R_2 = \text{Saguenay-Lac Saint-Jean}$, $R_{12} = \text{Côte-Nord}$.

Les résultats empiriques sont les suivants :

$$(5) \\ Q = 17112.31 - 274.57K + 6.9552G + 4069.37R_2 + 5658.47R_{12} \\ (29.02) \quad (1.1082) \quad (1006.31) \quad (1614.14) \\ R^2 = .8158$$

On constate que tous les paramètres sont significatifs à 99 p.c. Après vérification, il s'est avéré que l'« effet de taille » ne pose aucun problème sérieux. Il en est de même pour la multicollinéarité puisque le coefficient de corrélation simple entre K et G est de $-.297^{17}$.

Le type de produits fabriqués, que représente la variable K , explique à 56 p.c. la variation du niveau de la productivité. Cela souligne l'importance primordiale de la structure industrielle d'une région (c'est-à-dire le type de produits fabriqués par ses entreprises manufacturières) dans la détermination du niveau de la productivité industrielle et, ultimement, dans la détermination du niveau des salaires que reçoivent ses travailleurs. D'autre part, la taille des établissements de production (variable G) contribue également de façon assez importante à expliquer la variation du niveau de la productivité. Toutefois, si l'on considère l'influence d'un changement dans l'un ou l'autre de ces deux facteurs pris séparément sur le niveau de la productivité, la structure industrielle exerce considérablement plus d'influence que la taille des établissements de production. En effet, l'élasticité de Q par rapport à K est de -1.5238 alors que l'élasticité de Q par rapport à G n'est que de 0.1962 . La présence des variables R_2 et R_{12} avec un signe positif dans l'équation (5) indique que la structure industrielle et la taille des établissements de production sous-estiment le niveau de la productivité manufacturière dans le cas de la Côte-Nord et du Saguenay-Lac Saint-Jean. Nous ne saurions expliquer pourquoi il en est ainsi mais il est intéressant de noter que, dans l'une et l'autre de ces régions, le secteur manufacturier fabrique principalement du papier et de l'aluminium. En définitive, les résultats de l'équation (5) suggèrent qu'une façon

17. L'équation (5) a prédit le niveau moyen de la productivité dans le secteur manufacturier au Québec en 1961, avec une erreur de seulement 2.6 p.c. par rapport à la valeur réelle.

efficace d'atténuer la pauvreté (par le biais d'un relèvement du niveau de la productivité industrielle et des salaires réels) consisterait à opérer une transformation de la structure industrielle ainsi qu'un regroupement des établissements à l'intérieur des industries en des unités de plus grande taille.

Conclusions

Dans la mesure où les résultats obtenus dans le cadre de cette étude sont valides, on peut en résumer ainsi les principales conclusions. D'abord, c'est la pénurie d'emplois qui constitue de loin le principal facteur de pauvreté au Québec. Cette pénurie d'emplois est attribuable pour une large part au sous-développement du secteur manufacturier relativement à l'importance de la population. Ensuite, la vieillesse et les bas salaires constituent également d'importants facteurs de pauvreté au Québec ; le caractère saisonnier de certains secteurs de l'économie joue lui aussi un certain rôle. Pour ce qui est des bas salaires, ils découlent en bonne partie du fait que la production industrielle est trop fortement axée sur des activités qui ne permettent pas d'atteindre de hauts niveaux de productivité. Enfin, mentionnons que la création accélérée d'emplois, le relèvement rapide des faibles salaires et un rajeunissement significatif de la pyramide d'âges contribueraient à atténuer la pauvreté beaucoup plus chez les familles que chez les personnes seules.

Raymond DEPATIE,
*Conseil de Développement social
du Montréal métropolitain.*